



TITLE:

金融変数と企業の設備投資との因果性検定 (2)

AUTHOR(S):

玄, 錫元

CITATION:

玄, 錫元. 金融変数と企業の設備投資との因果性検定 (2) . 経済論叢
2004, 173(3): 73-82

ISSUE DATE:

2004-03

URL:

<https://doi.org/10.14989/45623>

RIGHT:

金融変数と企業の設備投資との因果性検定（2）

玄 錫 元

IV 実 証 分 析

1 分析目的とデータ

宮川・野坂・橋本 [1995] の VAR モデルでは MIX 変数を用いて金融変数と設備投資との関係を導いたが，ここでは，銀行貸出を都市銀行の貸出と地方銀行の貸出に分けて設備投資との因果関係を分析する。分析の目的は都市銀行も地方銀行もマネーサプライだけでなく，銀行貸出が設備投資と因果関係を持っているか否かを調べることによって，クレジット・パラダイムが日本のマクロ経済に当てはまる可能性を検討することにある。また，都市銀行貸出と地方銀行貸出のいずれが設備投資に大きい影響を与えるかを明らかにする。

まず，分析に用いる変数として，マネーサプライ（ $M2+CD$ ），全国銀行貸出，コール・レート（有担保コール・レート）および実体変数として設備投資をとる。このうちマネーサプライ（ $M2+CD$ ），銀行貸出および設備投資は対数変換をとり，コールレートはそのままの値（％）をとる。次に，銀行の規模ごとに分析するために，全国銀行貸出を都市銀行の貸出と地方銀行の貸出に分け，それぞれの因果関係の結果を比較する。因果関係の分析はグランジャー因果性テストを用いて行う。また，コールレートに銀行貸出がどのように反応するかをインパルス反応関数を用いて都市銀行と地方銀行において観察する。分析期間は1985年第1四半期から1999年の第4四半期である。使用されたデータは日経 NEEDS のデータベースを通じて設備投資は財務省『法人企業統計季報』から，マネーサプライ，コールレートおよび銀行貸出は日本銀行『経済統

第1表 単位根検定

変 数	Phillips-Perron (P-values)
マネーサプライ (LM)	-3.04469 (0.93496)
コールレート (R)	-6.57794 (0.69892)
設備投資 (LI)	-9.87051 (0.44490)
貸 出 (LL)	-1.52021 (0.98064)
都 銀 貸 出 (LL1)	-1.09326 (0.98740)
地 銀 貸 出 (LL2)	-0.17290 (0.99577)

第2表 単位根検定 (階差をとった結果)

変 数	Phillips-Perron (P-values)
マネーサプライ (LM)	-19.46317 (0.078537) *
コールレート (R)	-27.86848 (0.013805) **
設備投資 (LI)	-101.43929 (4.69467D-10) ***
貸 出 (LL)	-60.22037 (8.94505D-06) ***
都 銀 貸 出 (LL1)	-47.26249 (0.00018268) ***
地 銀 貸 出 (LL2)	-47.30402 (0.00018094) ***

計月報」からとっている。

2 推定結果

グランジャー因果性テストを行う前に、単位根検定と共和分検定を行う。まず、定常性を満たしているかを確認するため、単位根検定を行う。第1表が単位根検定の結果である。Phillips-Perron 検定の結果から、全ての変数の p 値が10%以下で棄却できないため、定常ではないことがわかる。変数の階差をとったものに関して Phillips-Perron 検定を行うと、 p 値がマネーサプライは

10%, コールレートは5%, それ以外の変数は1%で棄却できたので, 階差をとった変数は定常であると判断される。(第2表)

次に, 変数の間に長期的な均衡関係があるかどうかを把握するため, Engle and Granger 共和分検定を行った。第3表でみられるように, 2変数間に共和分関係がないと棄却できる結果がみられない。全銀行貸出の代わりに, 都銀貸出と地銀貸出を用いて Engle and Granger 共和分検定を行っても他の変数との共和分関係は見つからなかった。

この単位根検定と共和分検定の結果を踏まえて, ここで採用される VAR モデルはすべての変数に一階の階差をとったデータを利用する。必要なラグ数は Akaike Information Criterion に従いラグ3をとっている。4変数 VAR モデルを用いてグランジャー因果性テストを行った。推定結果は第4表の通りである。まず, 全銀行貸出の場合についてみてみよう。全銀貸出から設備投資へは有意水準5%で, 設備投資から全銀貸出へは有意水準1%で有意であり, 両方向に因果関係をもっている。M2+CD と設備投資は因果関係がみられない。これは企業の設備投資において銀行貸出が重要であることを明確に示している。

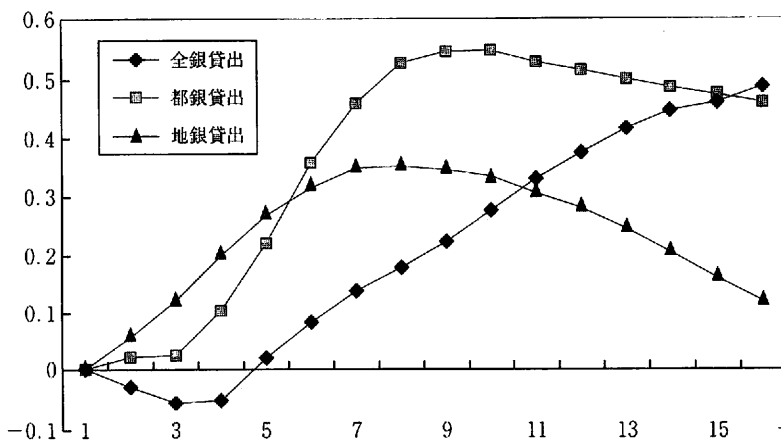
次に, 銀行の規模ごとに設備投資との関係がどう違うかを調べるため, 全銀行貸出の代わりに都銀貸出と地銀貸出をそれぞれ用いた4変数 VAR モデルによってグランジャー因果性テストを行った。都銀貸出の場合, 都銀貸出から設備投資へは有意水準5%で, 設備投資から都銀貸出へは有意水準1%で強い因果関係がある。M2+CD と設備投資との関係は, M2+CD から設備投資へ有意水準10%で一方の因果関係がある。設備投資と因果関係を持っている変数が都銀貸出だけではなく M2+CD も因果関係を持っていることは, 都市銀行から借入れを受けている企業ではクレジット・パラダイムが働く余地が弱まっていると解釈できるかもしれない。

次に, 地銀貸出を含めた4変数 VAR モデルをみよう。地銀貸出と設備投資との間には, 地銀貸出から設備投資へ有意水準5%で, 逆は有意水準1%で因果関係がみられる。都銀貸出の場合と違って, M2+CD と設備投資との間に

第 3 表 Engle and Granger Cointegration Test

	M2+CD	全銀行貸出	コール・レート	設備投資
M2+CD (dep variable)		-1.89837 (0.81140)	-2.06664 (0.74301)	-1.84019 (0.83194)
全銀行貸出	-1.26280 (0.95584)		-0.74772 (0.98848)	-0.45061 (0.99450)
コール・レート	-2.95315 (0.28456)	-2.99546 (0.26573)		-3.12372 (0.21342)
設備投資	-3.10734 (0.21969)	-1.99711 (0.77284)	-2.24250 (0.65876)	
	M2+CD	都銀貸出	コール・レート	設備投資
M2+CD (dep variable)		-1.62841 (0.89318)	-2.06664 (0.74301)	-1.84019 (0.83194)
都銀貸出	-1.02001 (0.97649)		-0.30976 (0.99601)	-1.60614 (0.89844)
コール・レート	-2.95315 (0.28456)	-2.36980 (0.59172)		-3.12372 (0.21342)
設備投資	-3.10734 (0.21969)	-1.97601 (0.78147)	-2.24250 (0.65876)	
	M2+CD	地銀貸出	コール・レート	設備投資
M2+CD (dep variable)		-2.10804 (0.72424)	-2.06664 (0.74301)	-1.84019 (0.83194)
地銀貸出	-1.88169 (0.81745)		-0.46696 (0.99428)	-1.12145 (0.96933)
コール・レート	-2.95315 (0.28456)	-2.39035 (0.58057)		-3.12372 (0.21342)
設備投資	-3.10734 (0.21969)	-1.62906 (0.89302)	-2.24250 (0.65876)	

第1図 コールレートに対する銀行貸出の反応



は因果関係がみられない。

第1図は、コール・レートに対するインパルス応答関数を全銀行貸出、都市銀行貸出、地方銀行貸出についてそれぞれ図示したものである。全銀行貸出についてみると、第2四半期から第4四半期まで負の反応を示しており、第5四半期からは正の反応が続いていることがわかる。これは、コールレートが上がると、第4四半期まで全銀行貸出は減少することを表している。また規模別の反応をみると、コールレートのインパルスに対する都銀貸出は負の反応を見せず、逆に正の反応を示している。地銀貸出も第2四半期から正の反応が続いている。都銀貸出と地銀貸出の反応の動きを比較すると、都銀貸出の正の反応が地銀貸出より大きい。

畠田[1997]は、銀行貸出が借り入れる企業の規模によって異なる動きが見られたことは、金融引締めの際、予期せざる在庫が増加した時、大企業は運転資金として銀行借入を用いることができる一方、中小企業は情報費用がかかりすぎるため銀行借入が減少せざるを得ないという考え方と一致すると指摘している。本稿のインパルス反応関数の推定結果およびグランジャー因果性検定の

第 4 表 設備投資に対する Granger-causality Test (全銀行貸出, 都銀貸出, 地銀貸出)

	設 備 投 資	M2+CD	全銀行貸出	コール・レート
設 備 投 資 (dep variable)	—	1.574478 (0.20903)	3.153630** (0.03410)	1.924348 (0.13991)
M2+CD	0.9747387 (0.41348)	—	1.834274 (0.15523)	0.5540405 (0.64821)
全銀行貸出	7.361586*** (0.00044)	3.188703 (0.03303)	—	2.205051 (0.10124)
コール・レート	0.4747655 (0.70148)	0.1754020 (0.91247)	0.3061925 (0.82076)	—
	設 備 投 資	M2+CD	都 銀 貸 出	コール・レート
設 備 投 資	—	2.529102* (0.06947)	4.466498*** (0.00800)	1.188471 .32540
M2+CD	0.3182059 .81213	—	1.374454 .26337	0.7006905 .55681
都 銀 貸 出	3.912901** (0.01479)	7.477270 .00039	—	3.912901 .01479
コール・レート	0.6552363 .58408	0.8040179 .49854	0.8357520 .48168	—
	設 備 投 資	M2+CD	地 銀 貸 出	コール・レート
設 備 投 資	—	1.369606 (0.26450)	2.841234** (0.04861)	1.283703 (0.29208)
M2+CD	0.8173230 (0.49142)	—	0.8151445 (0.49258)	0.7977882 (0.50191)
地 銀 貸 出	4.801952*** (0.00568)	3.955796 (0.01411)	—	0.4817412 (0.69670)
コール・レート	0.6003679 (0.61828)	0.2769827 (0.84168)	0.2835900 (0.83696)	—

結果から判断すると、規模ごとに情報費用に差があることが示唆される。これは、クレジット・パラダイムが働きやすいのは、地方銀行と取引している中小企業の方であることを裏書きしているように思われる。

この論文では VAR モデルに基づくインパルス反応関数を利用したが、VAR モデルにはいくつかの問題点がある。随 [1995] は 3 つの問題点を指摘している。VAR モデルを用いて分析した結果、金融政策のスタンスを代表するいくつかの指標でみる場合、金融環境の変化に対して、銀行はただちに貸出量を調節するよりも、証券保有量を調節することにより対応したことが観察される。銀行貸出がほかの証券投資などの資本市場での取引と比べて硬直性があるとされる。第 2 の問題は、銀行貸出のうち対大企業貸出と対中小企業貸出にどのような違いが観察されるかである。総じて中小企業は一般投資家との非対称情報問題が大企業より大きい。第 3 の問題は、資金の受け手である企業のサイドから、景気変動の中で情報の影響をどのように及ぼしたかを検証することである。具体的には、企業の在庫調整がどれほど企業の手元資金に依存するかを大企業と中小企業について比較することが必要である¹⁾。

V お わ り に

金融・資本市場における企業の資金調達条件の変化が、設備投資を通じて景気変動を増幅させる効果をもつという観点に立つと、金融・資本市場の自由化および地価・株価といった資産価格の未曾有の変動を経験した、1970年代後半から1990年代前半の日本経済を分析することは非常に重要である。なぜなら、この間の日本経済の変動を、全く実物的要因だけで説明できるとするか、あるいは実物的要因と金融的要因とが複合してもたらされたとするかによって、1990年代前半からの、これまで経験したことのないほどの長期にわたる不況に対する処方箋が変わってくるからである²⁾。

1) 随 [1995]。

2) 鈴木 [2002]。

クレジット・パラダイムの考え方は主として情報の非対称性に基づき、Modigliani and Miller 理論 (MM 理論) が現実では成り立たないわけである。古川 [1999] によると、エージェンシー・コストの観点からみて、借り手にとっては銀行貸出の方が債券発行より低コストであるとみられるからである。とりわけ、大企業と比べて信用度 (返済能力) を評価することが総じて困難であり、資本市場へのアクセスが容易でない中小企業や新規設立企業などにとって情報の非対称性は大きく、それゆえ銀行貸出と債券発行との代替性の程度は小さいと考えられる。

本稿ではグランジャー因果性検定によって1985年以降、設備投資と銀行貸出との間に因果関係があることを確認した。また、都市銀行と地方銀行に分けて設備投資との因果関係を調べた結果、都市銀行についてはマネーサプライとも因果関係があることが示された。さらに、インパルス反応関数からも都市銀行と地方銀行の反応が異なる動きを示した。以上の推定結果より、都市銀行と地方銀行の間に情報の非対称性が存在することが窺える。

今後の課題としては、黒木 [1999] が指摘するように、金融の自由化・国際化が企業の金融機関離れと金融政策の効果波及経路における金利機能の高まりをもたらしているといわれているが、こうした議論には細心の注意を払った実証的裏付けが必要であり、こうした点に焦点を絞って実証分析を試みたい。

参考文献

- Bernanke, B. S. and Blinder, A. [1988] "Credit, Money, and Aggregate Demand," *The American Economic Review*, Vol. 78, No. 2.
- Bernanke, B. S. and Gertler, M. [1995] "Inside the Black Box: the Credit Channel of Money Policy Transmission," *NBER*, No. 5146, pp. 27-48.
- Gertler, M. L. and Gilchrist, S. [1994] "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms," *Quarterly Journal of Economics*, 109, pp. 309-340.
- Hoshi, T., Kashyap, A. and Scharfstein, D. [1991] "Corporate Finance, Liquidity and Investment: Evidence from Japanese Industrial Groups," *Quarterly Journal*

- of Economics*, 106, pp. 33-60.
- Kashyap, A. K. and Stein, J. C. [1995] "The Impact of Monetary Policy on Bank Balance Sheets," *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, 42, pp. 151-195.
- Toda, M. and Yamamoto, T. [1995] "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, Vol. 66, pp. 225-250.
- Ueda, K. [1993] "A Comparative Perspective on Japanese Monetary Policy: Short-Run Monetary Control and the Transmission Mechanism" in *Japanese Monetary Policy*, ed. by Kenneth J. Singleton, University of Chicago Press, pp. 7-29.
- 伊藤史郎・南波浩史 [1998] 「金融政策の波及経路——グランジャー因果性テストによる実証分析」『経済学論集』同志社大学, 第49巻第4号。
- 小川一夫 [2000] 「金融政策の波及経路: 企業規模別データにもとづく実証分析」(小佐野広・本多佑三編『現代の金融と政策』日本評論社)。
- 小川一夫・北坂真一 [1995] 「資産市場における企業評価と設備投資」(本多佑三編『日本の景気』有斐閣)。
- 岸野文雄 [1994] 「金融政策の波及経路とわが国の政策運営」『季刊創価経済論集』第24巻第2号。
- 北坂真一 [2001] 『現代日本経済入門』東洋経済新報社。
- 黒木祥弘 [1999] 『金融政策の有効性』東洋経済新報社。
- 黒田晁生 [1988] 『日本の金融市場: 金融政策の効果波及メカニズム』東洋経済新報社。
- 鈴木和志 [2002] 「金融・資本市場の不完全性と設備投資」(吉川洋・大瀧雅之編『循環と成長のマクロ経済学』東京大学出版会)。
- 随 清遠 [1995] 「金融仲介活動と景気変動」『日本経済研究』No. 29。
- 中川竜一 [1998] 「日本における金融政策の Lending Channel」『証券経済研究』第13号。
- 畠田 敬 [1997] 「日本における銀行信用波及経路の重要性」『ファイナンス研究』No. 22。
- 秀島弘高・石田和彦 [1993] 「銀行貸出と金融政策効果」日本銀行金融研究所研究資料, (5) 研1-2。
- 古川 顕 [1995] 「金融政策とクレジット・ビュー」『金融経済研究』第9号。
- [1999] 『テキストブック 現代の金融』東洋経済新報社。
- 古川顕・林秉俊 [2001] 「日本の地価と設備投資(1)——フィナンシャル・アクセラレータ仮説の検証——」『経済論叢』第168巻第5・6号。

—— [2002] 「日本の地価と設備投資（2）——フィナンシャル・アクセラレータ仮説の検証——」『経済論叢』第169巻第1号。

堀 敬一 [2000] 「金融政策の波及経路と銀行行動」（小佐野広・本多佑三編『現代の金融と政策』日本評論社）。

本多祐三 [1994] 「金融変数，実物経済そして金融政策：近年の実証分析の展望」『金融経済研究』第6号。

宮川 努 [1997] 「設備投資理論の進展と実証分析の多様化」（浅子和美・大瀧雅之編『現代マクロ経済動学』東京大学出版会）。

宮川努・石原秀彦 [1997] 「金融政策・銀行行動の変化とマクロ経済」（浅子和美・吉野直行・福田真一編『現代マクロ経済分析』東京大学出版会）。

宮川努・野坂広南・橋本守 [1995] 「金融環境の変化と実体経済」『調査』日本開発銀行，203号。

宮越龍義 [1996] 「金融変数から実物変数への因果性検定——金融自由化の影響」『ファイナンス研究』No. 21。

吉川 洋 [1996] 『金融政策と日本経済』日本経済新聞社。